

DESAGREGACIÓN DE LLUVIAS PARA APLICACIONES EN SIMULACIÓN DE SISTEMAS DE RECURSOS HIDRÁULICOS

Santiago Salsón Casado.
Ldo. en Ciencias Físicas.

Rafael García Bartual.
Dr. Ingeniero de Caminos, Canales y Puertos.

*Dept. de Ingeniería Hidráulica y Medio Ambiente.
Universidad Politécnica de Valencia*

RESUMEN

La necesidad de definición temporal de la lluvia en escalas inferiores a la diaria para determinadas aplicaciones hidrológicas, cuando la mayor parte de los registros son de tipo diario, justifica la investigación y desarrollo de métodos de desagregación. Se investiga aquí la capacidad de uno de los más evolucionados modelos estocásticos temporales basados en procesos de punteo -el modelo modificado de Bartlett-Lewis-, como herramienta para inferir las propiedades estadísticas del proceso temporal de lluvia en intervalos menores (serie horaria, por ejemplo) a partir de la serie diaria. La aplicación se realiza con la serie histórica del pluviógrafo Jardí del observatorio Fabra de Barcelona (1927-1981).

ABSTRACT

Certain hydrological applications require rainfall definition at minor scales (i.e. hourly series), while most of the available rainfall information consists on daily series. Therefore, disaggregation methods can provide important practical benefits in applied hydrology. The authors test the modified Bartlett-Lewis rectangular pulses model for estimation of statistical properties of hourly series from daily series. The Jardí Pluviograph data (Barcelona) are used in the application (period 1927-1981).

Se admiten
comentarios a este
artículo, que deberán
ser remitidos a la
Redacción de la ROP
antes del 30 de
septiembre de 1998.

Recibido en ROP:
mayo de 1997

1. INTRODUCCIÓN

El factor lluvia encierra probablemente la mayor dosis de incertidumbre cuando tratamos de modelizar y cuantificar los procesos hidrológicos. Y es claro que una más abundante y precisa información pluviométrica en el espacio y en el tiempo incrementaría de forma significativa la fiabilidad y alcance de muchas aplicaciones hidrológicas, permitiendo en última instancia mejorar las bases para el diseño y operación de obras hidráulicas diversas, así como los criterios que deben regir la toma de decisiones en el ámbito de la planificación y gestión de los recursos hidráulicos.

En este sentido, las redes automáticas, el radar y demás avances en la medida y estimación de la precipitación son ya realidad desde hace unos años, ofreciendo un extraordinario potencial, aunque hoy por hoy, y con algunas excepciones, no se dispone de series históricas largas por razones obvias.

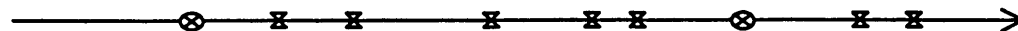
La abundante información pluviométrica diaria, con series de más de 40 y 50 años en muchos puntos de medida en nuestro país, sigue constituyendo como es natural la base de partida para la mayor parte de los estudios de tipo hidráulico e hidrológico (J.Ferrer Polo y L.Ardiles López, 95).

Es un hecho conocido, no obstante, que muchas aplicaciones hidrológicas, incluyendo algunas en el ámbito de la simulación de sistemas, requieren definición temporal de la lluvia en intervalos menores: simulación de escorrentías en entornos urbanos, procesos de erosión en cuencas naturales, humedad en el suelo e infiltración, procesos de crecida en cuencas pequeñas y medianas, etc. Las intensidades de lluvia máximas durante intervalos de minutos u horas, por otro lado, son condicionantes en un espectro amplio de problemáticas hidráulicas e hidrológicas.

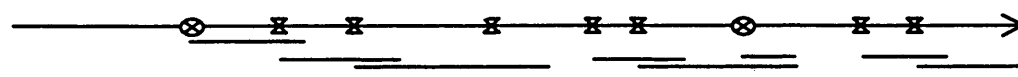
LOS ORÍGENES DE LAS TORMENTAS SE DISTRIBUYEN EN EL TIEMPO SEGÚN UN PROCESO DE POISSON



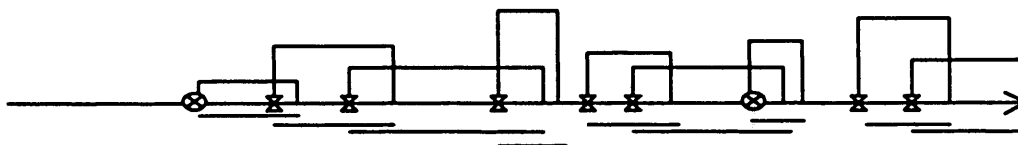
CADA SUCESO O TORMENTA GENERA UN NÚMERO ALEATORIO DE CELDAS DE LLUVIA



LAS CELDAS TIENEN DURACIÓN DISTRIBUÍDA EXPONENCIALMENTE



LA INTENSIDAD DE LLUVIA CARACTERÍSTICA DE CADA CELDA SE DISTRIBUYE EXPONENCIALMENTE



LA INTENSIDAD DE LLUVIA EN UN INSTANTE GENÉRICO RESULTA DE LA SUMA DE INTENSIDADES DEBIDAS A LAS CELDAS ACTIVAS EN ESE MOMENTO

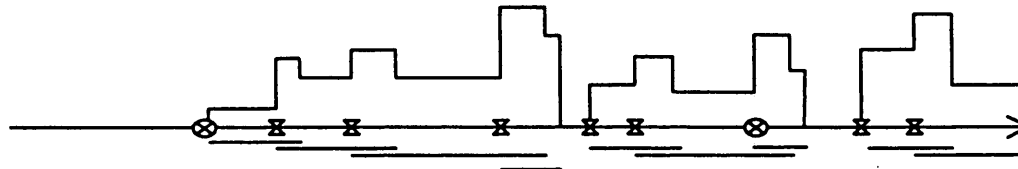


Figura 1. Esquema del modelo de Bartlett-Lewis de pulsos rectangulares.

Consecuentemente, la desagregación de lluvias, así como la inferencia de las características estadísticas del proceso en intervalos cortos a partir de los datos diarios, ha sido y sigue siendo una cuestión de claro interés (Woolhiser y Davis, 1989; Bo, Islam y Eltahir, 1994; C.A. Glasbey y otros, 95).

Una de las alternativas para abordar la desagregación es recurrir a un modelo estocástico temporal de lluvia. Esta posibilidad está supeditada, como es lógico, a la habilidad del modelo para reproducir el proceso en el continuo de escalas temporales, lo cual no suele ocurrir, ya que buena parte de estos modelos se construyen y formulan para determinada escala: modelos de lluvia diaria (Gabriel y Neumann, 1962; Chin, 1977; Chang, Kavvas y Delleur, 1984; Bardossy y Plate, 1991, 1992), modelos de lluvia horaria (Castro Tendero y García Guzmán, 1994; Katz y Parlange, 95).

No obstante existen ya en la literatura modelos estocásticos de precipitación que han sido formulados con independencia de la escala (el problema de la escala, en el ámbito de los modelos estocásticos de precipitación, ha sido estudiado

en detalle por Rodríguez-Iturbe (Rodríguez-Iturbe, (., V.K. Gupta and E.Waymire, 1984; Rodríguez-Iturbe, (., 1986)). De entre estos modelos no concebidos para una escala temporal preestablecida, destacan los modelos de pulsos rectangulares basados en procesos de punto (Obeysekera, Tabios III y Salas, 1987; Rodríguez-Iturbe, Febres de Power y Valdés, 1987; Entekhabi y otros, 1989; Cowpertwait, 1991). Concretamente, el modelo modificado de Bartlett-Lewis ha sido objeto de una especial atención, encontrándose actualmente en fase de exploración y evaluación (Velhe, T. et al., 1994) .

2. FORMULACIÓN DEL MODELO DE BARTLETT-LEWIS

El modelo original de Bartlett-Lewis (Rodríguez Iturbe et al., 1987, 1988; Islam et al., 1990) se construye partiendo de la hipótesis de llegada de tormentas o eventos lluviosos según un proceso de Poisson, con parámetro λ . Este parámetro representa el número de eventos esperado por unidad de tiempo (por ejemplo, el número de eventos por semana o por mes). Cada evento a su vez es descrito en términos de una serie de celdas ocurriendo en el tiempo, de manera que los instantes de origen de las celdas siguen otro proceso de Poisson jerárquicamente inferior, con parámetro β . Por último, cada celda queda representada mediante un pulso rectangular, de intensidad (altura) y duración aleatorias y distribuidas exponencialmente. Este segundo proceso de Poisson termina transcurrido cierto tiempo (relacionado con la duración de la tormenta o episodio), distribuido exponencialmente con parámetro γ . Asumiendo que se produce una celda al comienzo de la tormenta, el número de celdas o pulsos por tormenta, C , sigue entonces una distribución geométrica con media $\mu_C = 1 + \beta/\gamma$.

La representación matemática del proceso de lluvia temporal es el resultado de la superposición en el tiempo de todas las celdas o pulsos generados, como ilustra la figura 1, en la cual se esquematizan las fases de la construcción conceptual del modelo a partir del proceso básico de Poisson.

En la presente aplicación empleamos la llamada versión modificada o extendida del modelo Bartlett-Lewis (modelo B-L en adelante), la cual añade un grado más de flexibilidad al modelo original. En efecto, en esta versión se permite la diferenciación para tormentas distintas del parámetro que gobierna la distribución de las duraciones de celda (η). Esta propiedad es interesante, en la medida en que pueden quedar mejor representados los eventos de diferente génesis (convectivos,

Cuadro 1

Parámetros principales a estimar (6):

PARÁMETRO	DESCRIBE
λ	Proceso de Poisson que gobierna la llegada de tormentas
$E[X]$	Valor esperado de la lluvia acumulada por celda
α	Parámetro de forma - Distribución gamma del parámetro η
ν	Parámetro de escala - Distribución gamma del parámetro η
$\kappa = \beta/\eta$	Parámetro adimensional
$\phi = \gamma/\eta$	Parámetro adimensional

Parámetros derivados:

PARÁMETRO	DESCRIBE
β	Proceso de Poisson de ocurrencia de celdas en una tormenta
γ	Tiempo de terminación del segundo proceso de Poisson
μ_C	Valor esperado del número de celdas por tormenta
η	Parámetro de la distribución exponencial de duración de celda

frontales, ...) o diferentes épocas (tormentas de agosto, tormentas otoñales) caracterizados entre otras cosas por duraciones típicas de celda estadísticamente diferentes. Para describir la variación del parámetro η entre tormentas se emplea la distribución gamma de dos parámetros (α , ν). En consecuencia, el número de parámetros a estimar se incrementa en uno.

Resumiendo, la familia de parámetros resultantes, con un total de seis parámetros principales a estimar, queda reflejada en el Cuadro 1 (se introducen los parámetros adimensionales $\kappa = \beta/\eta$ y $\phi = \gamma/\eta$ por conveniencia matemática).

Es importante notar que la representación matemática realizada del proceso de lluvia temporal en un punto geográfico no obliga a un intervalo de definición temporal característico. Es decir, supuestas generadas series sintéticas con este modelo, tales series podrían luego traducirse (agregarse) a series de 30 minutos, horarias, de 12 horas, 24 horas, o cualquier nivel de agregación arbitrario.

Otro aspecto relevante del modelo es su condición de modelo estacionario, cualidad que invalida la posible representación del proceso de lluvia a lo largo del año con un único conjunto de 6 parámetros. Para una representación temporal completa es necesario, en principio, asumir diferentes conjuntos de parámetros estacionales o mensuales.

Por último, y esta es la característica más destacable desde el punto de vista de las aplicaciones prácticas, el modelo tiene el suficiente detalle y complejidad como para ser representativo de las propiedades estructurales típicas observadas en las series de lluvia, pero la suficiente simplicidad como para permitir la obtención de expresiones analíticas para los momentos de primer y segundo orden, así como la probabilidad

de ocurrencia de intervalos secos o de ausencia de precipitación.

Estas expresiones son las siguientes:

▼ Media:

$$E[Y_i^{(h)}] = \lambda E[X] \mu_c \frac{v}{\alpha - 1} h$$

▼ Varianza:

$$\begin{aligned} \text{Var}[Y_i^{(h)}] &= \frac{2v^{2-\alpha}h}{\alpha-2} \left(k_1 - \frac{k_2}{\phi} \right) - \frac{2v^{3-\alpha}}{(\alpha-2)(\alpha-3)} \left(k_1 - \frac{k_2}{\phi^2} \right) + \\ &+ \frac{2}{(\alpha-2)(\alpha-3)} \left(k_1(h+v)^{3-\alpha} - \frac{k_2}{\phi^2} (\phi h + v)^{3-\alpha} \right) \end{aligned}$$

▼ Covarianza:

$$\begin{aligned} \text{cov}[Y_i^{(h)}, Y_{i+s}^{(h)}] &= \frac{k_1}{(\alpha-2)(\alpha-3)} \left\{ [h(s-1)+v]^{3-\alpha} + [h(s+1)+v]^{3-\alpha} - 2(hs+v)^{3-\alpha} \right\} + \\ &+ \frac{k_2}{\phi^2(\alpha-2)(\alpha-3)} \left\{ 2(\phi hs+v)^{3-\alpha} - [\phi h(s-1)+v]^{3-\alpha} - [\phi h(s+1)+v]^{3-\alpha} \right\} \\ &\quad (s \geq 1) \end{aligned}$$

▼ Probabilidad de no lluvia:

$$\exp \left\{ \begin{aligned} & -\lambda h - \left(\frac{\lambda v}{\phi(\alpha-1)} \right) \left[1 + \phi(\kappa + \phi) - \frac{1}{4} \phi(\kappa + \phi)(\kappa + 4\phi) + \frac{\phi(\kappa + \phi)(4\kappa^2 + 27\kappa\phi + 72\phi^2)}{72} \right] \\ & + \frac{\lambda v}{(\alpha-1)(\kappa + \phi)} \left(1 - \kappa - \phi + \frac{3}{2} \kappa\phi + \phi^2 + \frac{\kappa^2}{2} \right) + \frac{\lambda v}{(\alpha-1)(\kappa + \phi)} \left(\frac{v}{v + (\kappa + \phi)T} \right)^{\alpha-1} \cdot \\ & \frac{\kappa}{\phi} \left(1 - \kappa - \phi + \frac{3}{2} \kappa\phi + \phi^2 + \frac{\kappa^2}{2} \right) \end{aligned} \right\}$$

Estas expresiones son función del intervalo o nivel de agregación temporal "h", de manera que en teoría se conocen los valores de estos estadísticos en el continuo de escalas temporales.

Esto eventualmente resuelve el principal problema práctico que plantean las aplicaciones de los modelos estocásticos de precipitación: la estimación de parámetros. En efecto, el disponer de estas expresiones analíticas permite en principio abordar la estimación de parámetros por el método de los momentos, es decir, igualar los estadísticos muestrales con las expresiones teóricas, y obtener así el valor de los parámetros

por resolución del correspondiente sistema de ecuaciones resultante [Burlando and Rosso, 1991].

Este procedimiento, sin embargo, no está en absoluto exento de complicaciones. En primer lugar, es necesario escoger adecuadamente los estadísticos empleados de entre los muchos posibles computados sobre las series originales. En segundo lugar, el sistema de ecuaciones resultante es un sistema altamente no lineal conducente a cierta complejidad numérica, y sin solución única.

En cualquier caso, y aunque no de forma directa, es factible obtener un conjunto óptimo de parámetros, con sentido físico y coherentes con la conceptualización del proceso, como demuestran experiencias recientes con este modelo. [Entekhabi y Bras, 1990; Islam et al., 1990; Bo et al., 1994; Velgue et al., 1994; Onof y Wheeler, 1994].

3. DESCRIPCION DE LOS DATOS

Según [A.Burgueño, 1986; A. Burgueño, A. Redaño y C. Llasat, 1989], a comienzos de los años 20 la Mancomunitat de Catalunya encargó al Servei Meteorològic la creación de un sistema de medida de la intensidad de lluvia, el cual permitiera abordar con más información y rigor el dimensionamiento de obras varias de ingeniería civil (drenajes, canalizaciones, etc.). El Dr. D. Fontseré, director entonces del Servei, trasladó el requerimiento al Dr. Ramón Jardí, encargado agregado al Servei. El Dr. Jardí, tras diferentes pruebas, llegó al que es conocido como principio Jardí, por el cual se puede medir la intensidad de lluvia a partir de la posición de un flotador en el interior de

un depósito cilíndrico, el cual recibe el agua procedente de la lluvia, y cuyo desagüe es obturado parcialmente por una prolongación cónica del mismo flotador. (Fig. 2)

En régimen estacionario, el flotador alcanza una posición en la que el caudal de entrada es igual al caudal de salida. La respuesta del instrumento a un cambio escalón en el INPUT es bastante rápido: Unos 20 segundos para llegar a la posición final, de los cuales bastan 10 segundos para pasar del 10% al 90% de la posición final.

Como resultado de los trabajos realizados por A.Burgueño, C.Llasat y M. Puigcerver, en el Departamento de Astronomía y Meteorología de la Universitat de Barcelona, se dispone de la serie digitalizada, correspondiente al periodo 1927-1981, así

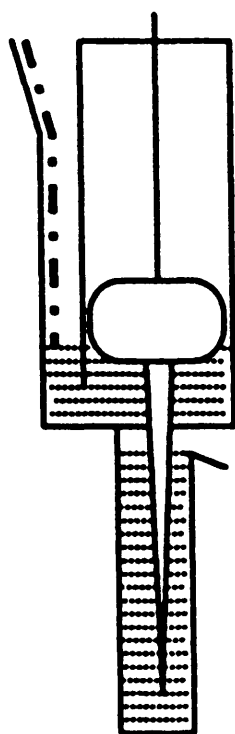


Figura 2. Pluviógrafo Jardí.

como la función de calibración del pluviógrafo, que permite transformar la lectura ó respuesta del aparato en una intensidad de precipitación estimada.

La serie comprende el periodo 1927-1981, con algunas interrupciones del funcionamiento por mantenimiento u otros motivos. Esta serie original, con la aplicación de la correspondiente función de calibración, fue discretizada a intervalos de duración constante ($h=5\text{min.}$), y posteriormente agregada a intervalos crecientes, desde $h=30\text{ min.}$ hasta $h=48\text{ horas}$. Como ejemplo, en la figura 3 se muestran los datos correspondientes

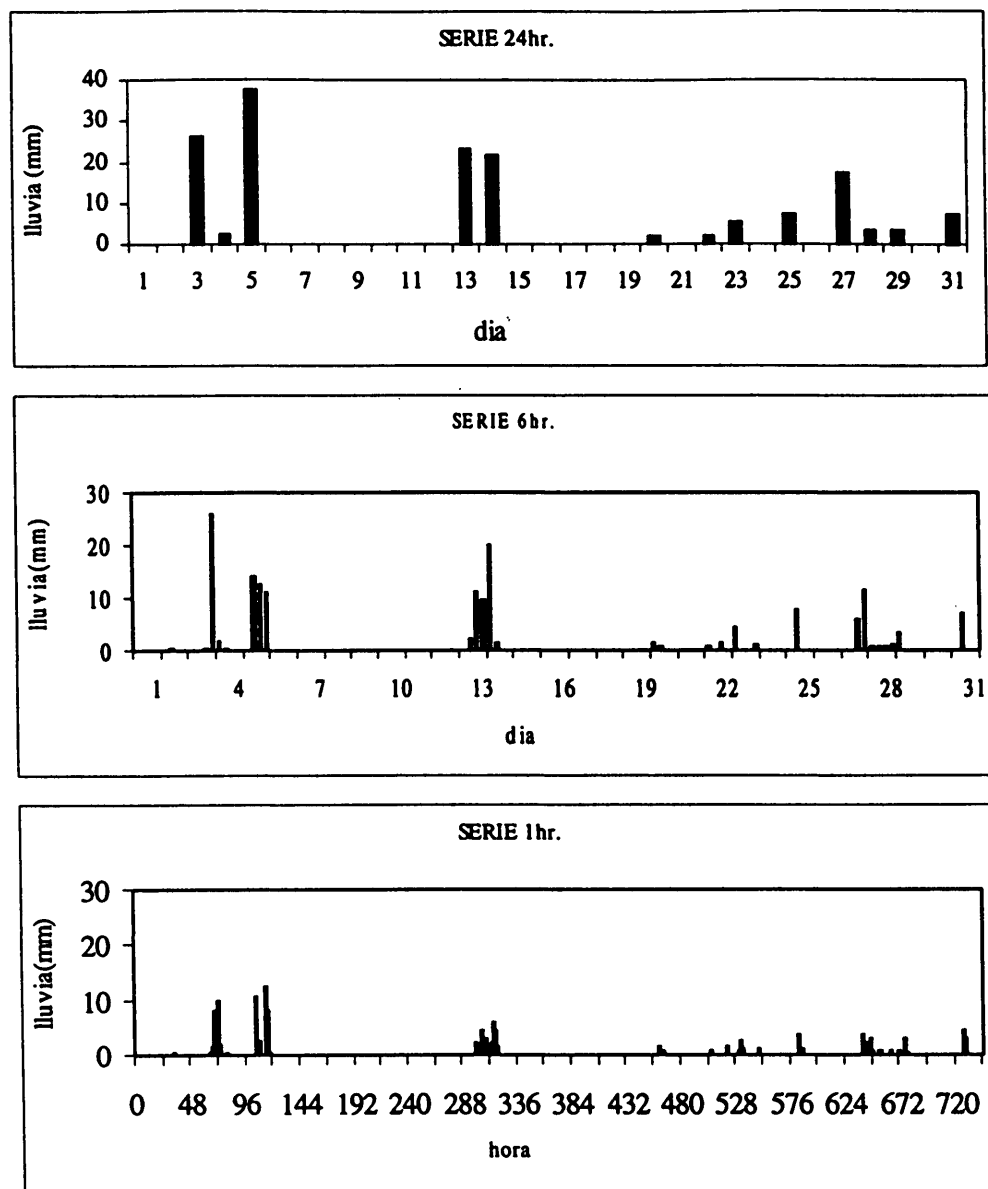


Figura 3. Lluvia en octubre-1960 definida para diferentes niveles de agregación.

al mes de octubre de 1960, con diferentes niveles de agregación "h".

Los estadísticos básicos empleados para describir las series son los siguientes:

Media	Varianza	Covarianza	Coefficiente de correlación
$\bar{X} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N X_i$	$S^2 = \frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N (X_i - \bar{X})^2$	$C_k = \frac{1}{N-k} \sum_{t=1}^{N-k} (X_t - \bar{X})(X_{t+k} - \bar{X})$	$r_k = \frac{\sum_{t=1}^{N-k} (X_t - \bar{X})(X_{t+k} - \bar{X})}{\sum_{t=1}^N (X_t - \bar{X})^2}$

N = Longitud de la serie

X_t = Lluvia en el intervalo "t", expresada en l/m²

Los valores de r_k son estimadores de la autocorrelación del proceso p_k . Aunque la anterior expresión es un estimador sesgado, existen diversos estimadores alternativos aproximadamente insesgados (Salas et al., 1985).

Es un hecho comprobado que para un mismo registro de lluvia, la autocorrelación es tanto más significativa cuanto menor es el intervalo de agregación "h" empleado. En otras palabras, la secuencia de intensidades horarias presenta mayor dependencia estadística que, por ejemplo, la serie diaria. En las series de precipitación diaria incluso la correlación p_1 es en ocasiones poco significativa, lo cual jamás ocurre en la serie horaria.

Probabilidad de no-ocurrencia de lluvia: Este estadístico reviste un interés práctico considerable. Es importante que el modelo sea capaz de reproducir la frecuencia y duración de los intervalos secos, fundamentalmente con vistas a su empleo en simulación. Sobre los datos empíricos, por lo tanto, interesa determinar el número de valores nulos de la serie (o número de intervalos de amplitud "h" no lluviosos). Esta frecuencia, expresada en % respecto del número total de intervalos N , es un estimador de la probabilidad de ausencia de lluvia, que denotaremos por $Prob [lluvia=0]$. Si partimos de un mismo registro de lluvia para formar diferentes series con niveles "h" de agregación temporal distintos, es obvio que para intervalos más amplios (h mayores) tendremos $Prob[lluvia=0]$ menores.

Los valores de los estadísticos mencionados, obtenidos a partir de los datos correspondientes al mes de octubre, período 1927-81, se resumen en la tabla 1.

4. APLICACIÓN

El objetivo básico de la aplicación que presentamos es la inferencia de las propiedades del proceso definido sobre una escala temporal más fina que la propia de los datos de partida. Con vistas a evaluar la habilidad del modelo B-L como herramienta de desagregación, hemos abordado la estimación de parámetros por el método de los momentos, pero ignorando toda la información disponible relativa a intervalos menores de 24 horas. En otras palabras, los únicos estadísticos empleados pertenecen a los intervalos $h=24$ horas y $h=48$ horas (dos últimas filas de la tabla 1).

De esta manera, nos situamos en el supuesto práctico habitual de desconocimiento de la información a nivel horario, aunque en la privilegiada situación de poder evaluar la bondad de las inferencias realizadas, dadas las características excepcionales de la serie histórica del pluviógrafo Jardí.

Con estas premisas, y en consecuencia renunciando a priori a una estimación óptima de parámetros, se procede introduciendo la función Z definida como:

$$Z = \left[\left(\frac{F_1(\xi)}{F_1} - 1 \right)^2 \right] + \left[\left(\frac{F_2(\xi)}{F_2} - 1 \right)^2 \right] + \dots + \left[\left(\frac{F_n(\xi)}{F_n} - 1 \right)^2 \right]$$

donde $F_1', F_2', \dots, F_n'$ son los valores muestrales de los estadísticos considerados. Es decir, en este caso, la media, varianza, correlación lag-1 y proporción de intervalos secos. $F_1, F_2, F_3, \dots, F_n$ son los estadísticos teóricos, funciones del vector de parámetros. $\xi = (\lambda, E[X], \phi, \kappa, \alpha, \nu)$, según expresiones dadas en el punto 2.

TABLA 1.
Estadísticos de la serie histórica (pluviógrafo Jardí). Mes de octubre.1927-81.

Hora	MEDIA mm	VARIANZA mm ²	COVARIANZA	CORR(1)	CORR(2)	CORR(3)	PROB(0)
0.5	0.0533	0.4088	0.2062	0.5045	0.2684	0.2019	0.9724
1	0.1066	1.2364	0.5139	0.4156	0.1713	0.0898	0.9637
2	0.2133	3.5361	1.0103	0.2857	0.0963	0.0651	0.949
6	0.6398	14.6738	3.1814	0.2168	0.0596	0.0255	0.9056
12	1.2797	35.8208	5.2854	0.1476	0.0589	0.0305	0.8542
24	2.5594*	79.9319*	11.0448	0.1382*	0.0549	0.0307	0.7807*
48	5.2059	182.7796*	23.5201	0.1287	0.0385	0.0358	0.6678*

* Momentos usados en la estimación de parámetros.

La minimización de Z sin restricciones conduce a los siguientes resultados:

λ horas ⁻¹	α	ν	E[X] mm/hora	ϕ	κ
0,0079	5,7105	1.3623	11.8196	0.0377	0,1102

Este conjunto de parámetros se corresponde con los siguientes valores de descriptores conceptuales del evento lluvioso:

- ▼ Número esperado de celdas por evento (η_C) = 3.92
- ▼ Duración media de celda o pulso = 17 minutos
- ▼ Duración media de un evento = 6.8 horas

Estos valores tienen significación física, quedando claramente dentro de los rangos esperados, además de ser consistentes con la conceptualización del proceso asumida en el modelo B-L. Más aún, concuerdan con investigaciones anteriores orientadas hacia la caracterización de la estructura interna de los episodios de lluvia de carácter convectivo en el mediterráneo (R. García-Bartual y J.Marco, 1990).

Esto constituye por sí mismo un resultado relevante si se tiene en cuenta el hecho de que en el proceso de ajuste del modelo no se maneja directamente el parámetro C (celdas por evento), ni la media (C, como tampoco la duración de evento. Se trata de valores derivados de los 6 parámetros principales estimados.

Los estadísticos teóricos (media, varianza, covarianza, correlación, y probabilidad de no-lluvia) obtenidos por evaluación de las expresiones dadas en el punto 2, son los reflejados en la Tabla 2.

El comportamiento del modelo es satisfactorio, quedando razonablemente reproducidos los estadísticos más representativos en los diferentes niveles de agregación temporal considerados. La bondad del ajuste ha sido cuantificada mediante el índice de desviación ya empleado por otros autores en aplicaciones anteriores (Velghe, T. et al., 1994) y que da cuenta del error relativo medio que se comete en la estimación, teniendo en cuenta los distintos niveles de desagregación y los diferentes estadísticos.

$$S = \frac{1}{n} \left[\sum_n \left| 1 - \frac{X_n}{X_{his,n}} \right| \right] \times 100 \%$$

X_n : estadístico calculado.

$X_{his,n}$: el correspondiente estadístico de la serie histórica.

n: número de estadísticos evaluados

Para la aplicación presentada, se obtuvieron los siguientes valores para S:

- ▼ Considerando los estadísticos: media, varianza, covarianza, corr.-lag1 y Prob(0)

$$S = 6.98\%$$

- ▼ Considerando los estadísticos anteriores junto con: corr.-lag2 y corr.-lag3

$$S = 18.4\%$$

Desglosando el resultado por estadísticos nos da el Cuadro 2.

TABLA 2.
Estadísticos teóricos.

Hora	MEDIA mm	VARIANZA mm ²	COVARIANZA	CORR(1)	CORR(2)	CORR(3)	PROB(0)
0.5h	0.0530	0.4243	0.202	0.4762	0.1938	0.1151	0.9792
1h	0.1059	1.2526	0.4153	0.3315	0.1206	0.0853	0.9691
2h	0.2119	3.3358	0.8242	0.2471	0.1082	0.0820	0.9533
6h	0.6356	14.0266	2.9789	0.2124	0.0954	0.0543	0.9128
12h	1.2713	34.0111	6.4174	0.1887	0.0582	0.0240	0.8680
24h	2.5426	80.8568	11.1949	0.1385	0.0223	0.0063	0.7890
48h	5.0851	184.1034	15.3054	0.0831	0.0053	0.0011	0.6526

Cuadro 2

Media	Varianza	Covarianza	Corr.-lag1	Corr.lag2	Corr.lag3	Prob(0)
0.88%	3.16%	14.81%	14.97%	39.52%	54.99%	1.06%

Se observa que la media, varianza, covarianza y corr(1) no superan el 15% de error relativo medio. Así mismo, el modelo reproduce muy fielmente la intermitencia del proceso (el error en la probabilidad de no lluvia es del 1%), la cual es una propiedad clave en aplicaciones de simulación.

En las figuras 4, 5, 6, 7, 8, 9 y 10 se muestran gráficamente éstos resultados.

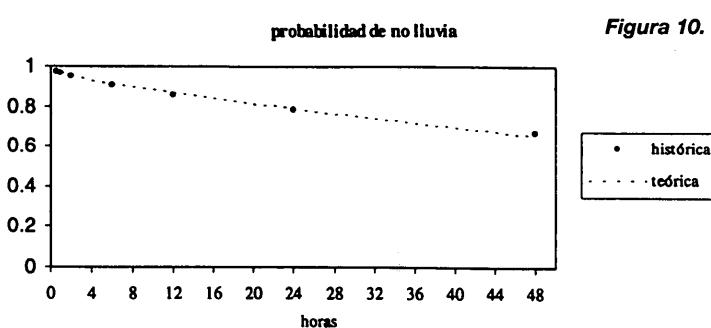
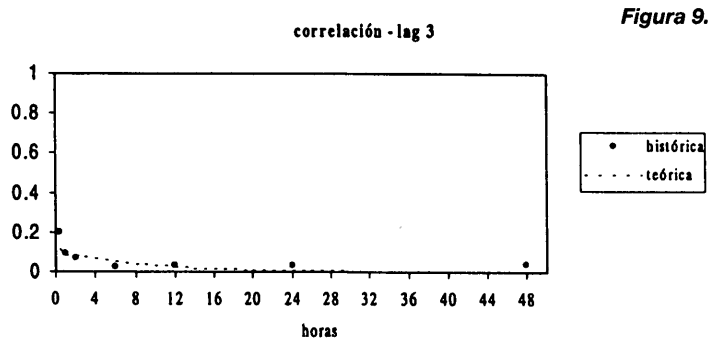
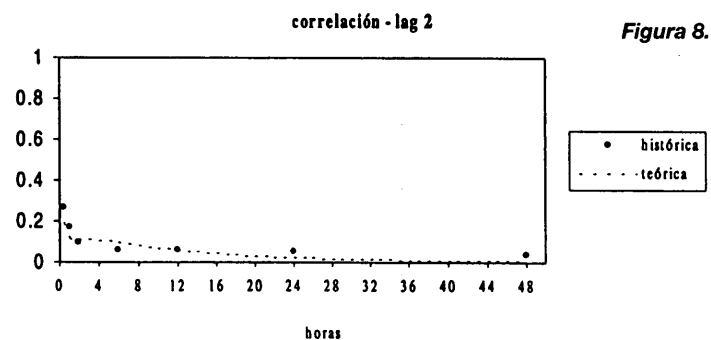
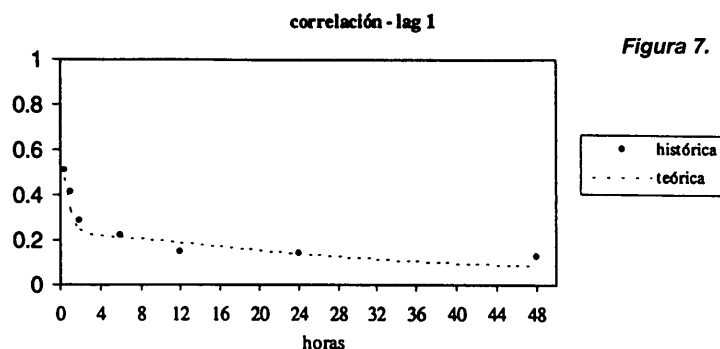
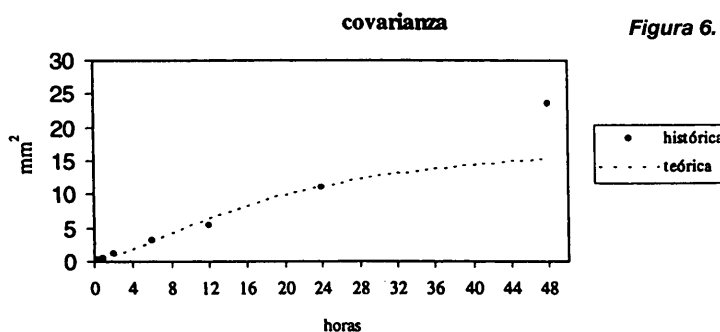
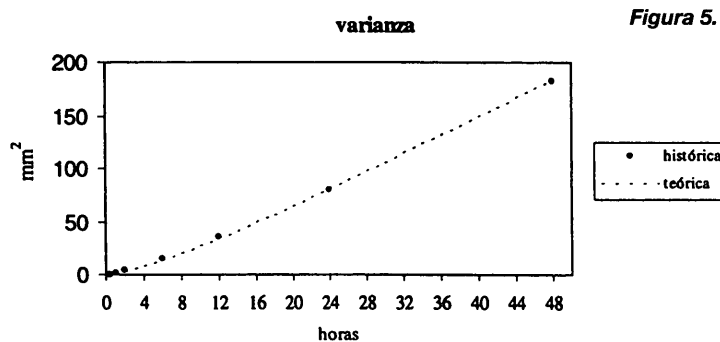
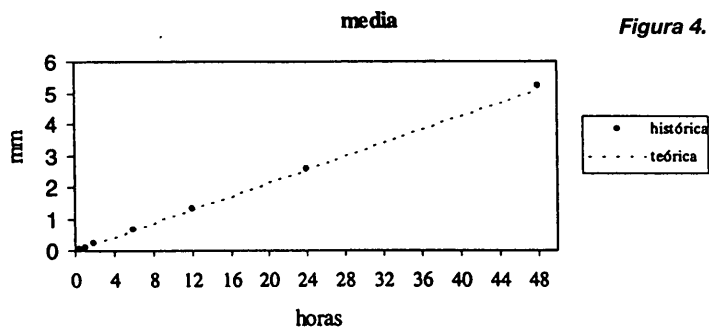


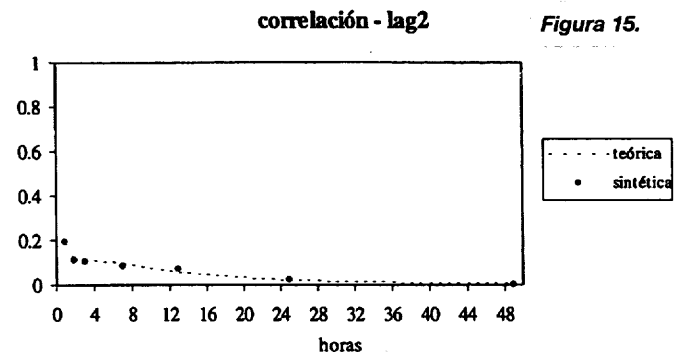
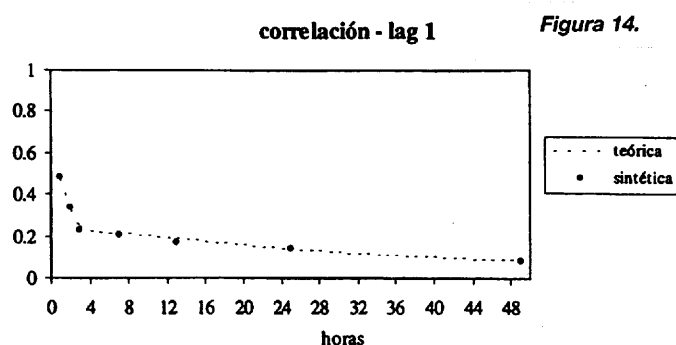
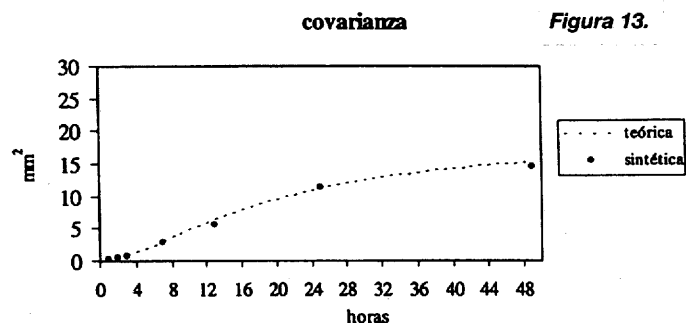
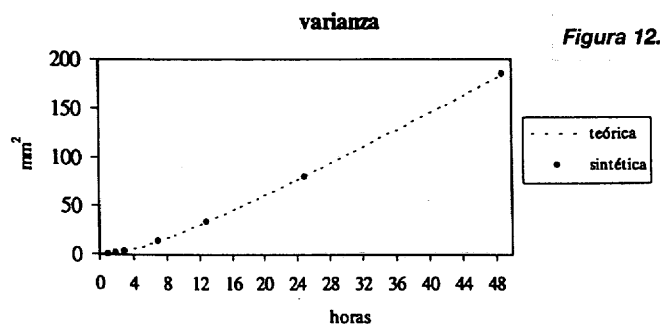
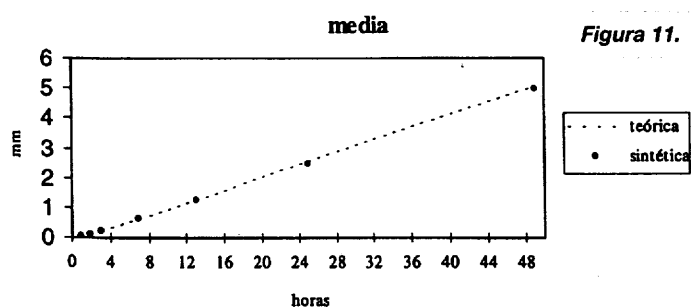
TABLA 3.
Estadísticos de la serie sintética (500 años).

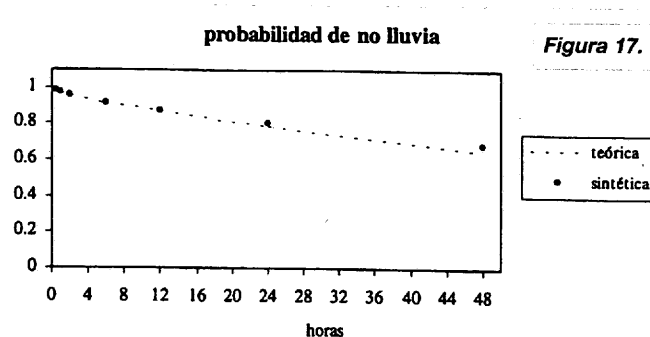
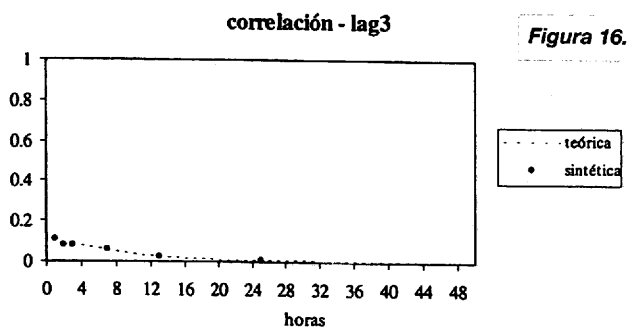
Hora	MEDIA mm	VARIANZA mm ²	COVARIANZA	CORR(1)	CORR(2)	CORR(3)	PROB(0)
0.5h	0.0515	0.4256	0.2042	0.4799	0.1912	0.1056	0.9802
1h	0.1031	1.2540	0.4167	0.3323	0.1116	0.0780	0.9706
2h	0.2061	3.3728	0.7732	0.2293	0.1045	0.0757	0.9554
6h	0.6184	13.9682	2.811	0.2012	0.0823	0.0550	0.9170
12h	1.2368	33.8941	5.6379	0.1663	0.0692	0.0217	0.8751
24h	2.4737	79.9549	11.2491	0.1407	0.0201	0.0086	0.8031
48h	4.9580	184.4644	14.5434	0.0788	0.0015	0.0038	0.6886

SIMULACIÓN

Para el conjunto de parámetros obtenido, se ha llevado a cabo una simulación de 500 años (mes de octubre), generando una serie sintética de 1488 valores por año (intervalo $h=30$ minutos). Dicha serie ha sido posteriormente tratada de la forma habitual: Agregación para diferentes niveles "h", formando un total de 7 nuevas series y obtención de los estadísticos representativos para cada una de ellas. Los resultados se muestran en la tabla 3, comprobándose el correcto funcionamiento del modelo.

En las figuras 11, 12, 13, 14, 15, 16 y 17 se muestra una comparación gráfica entre los estadísticos teóricos y los provenientes de la serie sintética.





5. CONCLUSIONES

Habiendo empleado únicamente información de lluvia temporal en intervalos de 24 y 48 horas, hemos realizado inferencias acerca de las propiedades estadísticas del proceso en intervalos menores (desde 0,5 horas hasta 12 horas), empleando un modelo estocástico temporal de pulsos rectangulares (modelo B-L).

Así mismo se ha desarrollado el *software* necesario para el funcionamiento de modelo en modo simulación, comprobándose que las series sintéticas generadas poseen propiedades estadísticas similares a las dadas por el modelo teórico.

Estos resultados presentados demuestran el potencial del modelo B-L como herramienta de trabajo para aplicaciones en desagregación de series de lluvia, y en general, en problemas de simulación continua.

En la actualidad los trabajos realizados en el Departamento de Ingeniería Hidráulica y Medio Ambiente de la Universidad Politécnica de Valencia se orientan en las siguientes líneas:

- ▼ a) Evaluación del comportamiento del modelo B-L para episodios lluviosos no convectivos. Extensión de la simulación del proceso a todo el año. Estimación de los parámetros mensuales a partir de la serie Jardí de Barcelona.
- ▼ b) Evaluación de la capacidad del modelo para reproducir las estadísticas de máximos de lluvia para diferentes duraciones de chaparrón.
- ▼ c) Empleo del modelo para asesorar en las propiedades y construcción de curvas intensidad-duración-frecuencia a partir de la estructura estocástica de la precipitación, profundizando en las cuestiones ya apuntadas por (C. Gómez Caffarena, 1989) en ésta misma revista.

AGRADECIMIENTOS

Esta investigación está financiada por la Comunidad Europea, Proyecto de Investigación FLOODAWARE. Los autores expresan su agradecimiento a la Dra. Carmen Llasat, del Departament d'Astronomia y Meteorologia de la Universitat de Barcelona y participante en el mencionado proyecto europeo,

por facilitar los datos pluviométricos empleados en la presente investigación.

REFERENCIAS

- BARDOSSY, A. y E.J.PLATE (1991): Modelling daily rainfall using a semi-Markov representation of circulation pattern occurrence. *Journal of Hydrology*, 122, 33-47.
- BARDOSSY, A. y E.J.PLATE (1992): Space-time model for daily rainfall using atmospheric circulation patterns. *Water Resources Research*, Vol. 28, No. 5, 1247-1259.
- BO, Z., S. ISLAM and E.A.B. ELTAHIR (1994): Aggregation-disaggregation properties of a stochastic rainfall model. *Water Resources Research*, Vol. 30, No. 12, 3423-3435. December 1994.
- BURGUENÓ, Augusto (1986): Distribución de la intensidad de lluvia y de su duración en Barcelona. Tesis Doctoral. Cátedra de Física del Aire - Dept. de Física de la Tierra y del Cosmos. Facultad de Fisicas. Universitat de Barcelona.
- BURGUENÓ, A.; A. REDAÑO and C. LLASAT (1989): Aspectos estadísticos y sinópticos de las precipitaciones intensas en Cataluña. *Memorias de la Real Academia de Ciencias y Artes de Barcelona*. Tercera Epoca. Núm. 875. Vol. XLIX. Núm. 7
- BURLANDO, P. and R. ROSSO (1991): Comment on "Parameter estimation and sensitivity analysis for the modified Bartlett-Lewis rectangular pulses model of rainfall" by Islam et al. *Journal of Geophysical Research*, Vol. 96, No. D5, 9391-9395. May 20, 1991.
- CASTRO TENDERO, A.J. y A. GARCÍA GUZMÁN (1994): Modelo de precipitación en tiempo continuo. Dept. Estadística-Universidad de Córdoba.
- CHANG, KAVVAS y DELLEUR (1984): Daily precipitation modeling by discrete autoregressive moving average processes. *Water Resources Res.*, 20(5), 565-580.
- CHING (1977): Modelling daily precipitation occurrence process with Markov Chain. *Water Resources Res.*, 13(6), 949-956.
- COWPERTWAIT, P.S.P. (1991): Further developments of the Neyman-Scott clustered point process for modeling rainfall. *Water Resources Research*, vol. 27, No. 7, 1431-1438.

- ENTEKHABI, D., (RODRIGUEZ-ITURBE and P.S. EAGLESON (1989): Probabilistic representation of the temporal rainfall process by a modified Neyman-Scott rectangular pulses model: parameter estimation and validation. *Water Resources Research*, Vol. 25, No. 2, 295-302. February, 1989.
- ENTEKHABI, D. y R. BRAS (1990): Parameter estimation and sensitivity analysis for the modified Bartlett-Lewis rectangular pulses model of rainfall. *Journal of Geophysical Research*, Vol. 95, No. D3, 2093-2100. Febrero 1990.
- FERRER POLO, J. y L. ARDILES (1995): Análisis estadístico de las series anuales de máximas lluvias diarias en España. *Ingeniería Civil/95*. 87-100.
- GABRIEL Y NEUMANN (1962): A markov chain model for daily rainfall occurrences at Tel-Aviv, QJ. *Roy. Meteorol. Soc.*, 88, 85-90.
- GARCIA-BARTUAL, R. y J.MARCO (1990): A stochastic model of the internal structure of convective precipitation in time at a raingauge site. *Journal of Hydrology*, 118. 129-142.
- GLASBEY, C.A., G.COOPER y M.B. McGECHAN (1995): Disaggregation of daily rainfall by conditional simulation from a point-process model. *Journal of Hydrology*, 165. 1-9.
- GOMEZ CAFFARENA, C. (1988): Hacia el conocimiento de la intensidad máxima absoluta de las precipitaciones atmosféricas: Una deducción más de las curvas IDF Barcelona-Fabra. *Revista de Obras Públicas*, Junio 1988. 577-598.
- ISLAM, S., D.ENTEKHABI, R. BRAS and (. RODRIGUEZ-ITURBE (1990): Parameter estimation and sensitivity analysis for the modified Bartlett-Lewis rectangular pulses model of rainfall. *Journal of Geophysical Research*, Vol. 95, No. D3, 2093-2100. February 28, 1990.
- KATZ, R.W. y M.B. PARLANGE: (1995): Generalizations of chain-dependent processes: Application to hourly precipitation. *Water Resources Research*, Vol. 31, No. 5. pp. 1331-1341.
- OBEYSEKERA, J.T.B., G.Q. TABIOS III y D. SALAS (1987): On parameter estimation of temporal rainfall models. *Water Resources Research*, Vol. 25, No. 10. 1837-1850
- ONOF, WHEATER(1994): Improvements to the modelling of British rainfall using a modified random parameter Bartlett-Lewis rectangular pulse model. *Journal of Hydrology*, 157. 177-195.
- RODRIGUEZ-ITURBE, I., V.K. GUPTA and E.WAYMIRE (1984): Scale considerations in the modeling of temporal rainfall. *Water Resources Research*, 20(11), 1611-1619.
- RODRIGUEZ-ITURBE, I. (1986): Scale of fluctuations of rainfall models. *Water Resources Research*, 22(9), 15S-37S.
- RODRIGUEZ-ITURBE, I., D.R.COX and V. ISHAM (1987): Some models for rainfall based on stochastic point processes. *Proc. R. Soc. London, Ser. A*, 410, 269-288.
- RODRIGUEZ-ITURBE, I., B.FEBRES DE POWER, J.VALEDÉS (1987): Rectangular pulses point process models for rainfall: analysis of empirical data. *Journal of Geophysical Research*, Vol. 92, No. D8, 9645-9656, August 20, 1987.
- RODRIGUEZ-ITURBE, I., D.R.COX and V.ISHAM (1988): A point process model for rainfall: Further developments. *Proc. R. Soc. London, Ser. A*, 417, 283-298.
- SALAS, J. D.; DELLEUR, J. W.; YEVJEVICH, V. y LANE, W. L. (1985): Applied modelling of hydrologic time series. *Water Resources Publications*.
- VELGUE, T., P.A.TROCH, F.P.DE TROCH and J.VAN DE VELDE (1994): Evaluation of cluster-based rectangular pulses point process models for rainfall. *Water Resources Research*, Vol. 30, No 1. 10, 2847-2857. October 1994.
- WOOLHISER, D.A. y D.R. DAVIS (1989): Disaggregation of daily rainfall. *Proceedings - International Conference for Centennial of Manning's formula and Kuichling's rational formula*. Ed. Ben Chie Yen. Virginia (EEUU), 1989. ●